N° 82-622-X au catalogue — n° 001
ISSN : 1915-5204
ISBN : 978-0-662-08400-6

Document de travail

**Série de documents de travail de la recherché sur la santé**

# Examen de la validité factorielle de certains modules de l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires

par Cameron N. McIntosh

Division de l'information et de la recherche sur la santé
24-L, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Telephone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

# Examen de la validité factorielle de certains modules de l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires

*par Cameron N. McIntosh*

**82-622-X nº 001**
**ISSN 1915-5204**
**ISBN : 978-0-662-08400-6**

Statistique Canada
Division de l'information et de la recherche sur la santé
24-L immeuble R. H. Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6
Statistique Canada 613-951-3725
Télécopieur : 613-951-359
Courriel : cameron.mcintosh@statcan.ca

L'article est disponible sur Internet à www.statcan.ca

**Juillet 2008**

La présente étude a été financée par le Conseil canadien de la santé. L'auteur remercie Claudia Sanmartin, Saeeda Khan, Diane Watson et Michelle Rotermann de leurs commentaires constructifs. Toutes les erreurs qui subsistent lui sont imputables.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou " Adapté de ", s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, de l'emmagasiner dans un système d'extraction ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

**This publication is also available in English (catalogue No. 82-622-X, No. 001).**

**Note de reconnaissance :**
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

**Normes de service à la clientèle**
Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont également publiées sur le site Web www.statcan.ca sous la rubrique À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

## Résumé

La présente étude a pour but d'examiner la validité factorielle de certains modules de l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP), afin de savoir s'il est possible de combiner les items de chaque module en indices sommaires représentant des concepts globaux de soins de santé primaires. Les modules examinés sont ceux de l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP; en anglais, Patient Assessment of Chronic Illness Care ou PACIC), de l'activation des patients (AP), de la gestion de ses propres soins de santé (GPSS) et de la confiance dans le système de soins de santé (CSSS). Des analyses factorielles confirmatoires ont été réalisées sur chaque module afin de déterminer dans quelle mesure de multiples items observés reflètent l'existence de facteurs latents communs. Un modèle à quatre facteurs a été spécifié au départ pour l'échelle ESMCP en s'inspirant d'une théorie a priori et de travaux de recherche, mais son ajustement aux données n'était pas bon. Un modèle révisé à deux facteurs est celui qui s'est avéré le plus approprié. Ces deux facteurs ont été nommés " Soin global de la personne " et " Coordination des soins ". Les autres modules étudiés ici (c. à d. AP, GPSS et CSSS) étaient tous bien représentés par des modèles à un seul facteur. Les résultats donnent à penser que la structure factorielle originale du module ESMCP établie dans le cadre d'études portant sur des échantillons cliniques n'est pas applicable aux populations générales, quoique les raisons précises de cette situation ne soient pas claires. D'autres études empiriques seront nécessaires pour jeter de la lumière sur cette divergence. Les deux facteurs cernés ici pour le module ESMCP, ainsi que les facteurs uniques produits pour les modules AP, GPSS et CSSS pourraient servir de fondement à des indices sommaires destinés à être utilisés dans de futures analyses des données de l'ECESSP.


**Mots clés :** soins de santé primaires, analyse factorielle confirmatoire, soin global de la personne, coordination des soins

## Sommaire exécutif

L'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP) a été réalisée par Statistique Canada en janvier et en février 2007 pour le compte du Conseil canadien de la santé. L'objectif de l'ECESSP était d'évaluer les expériences des Canadiens relatives au système de soins de santé et, plus précisément, leurs expériences en ce qui concerne diverses catégories de médecins, l'accès aux soins de santé et l'utilisation de différents services de soins de santé, dont les services d'urgence, les cliniques ou les médicaments délivrés sur ordonnance. L'ECESSP était également conçue en vue d'évaluer un certain nombre de variables attitudinales, telles que la confiance des Canadiens dans le système de soins de santé et leurs perceptions du rôle qu'ils jouent dans la gestion de leurs propres soins de santé.

Nombre de modules de l'ECESSP s'appuient sur de multiples items pour mesurer un nombre plus faible de concepts de soins de santé primaires. Par conséquent, les chercheurs qui analysent les données pourraient vouloir regrouper des sous ensembles d'items en indices sommaires, afin de faciliter la présentation des statistiques descriptives, ainsi que la modélisation multivariée. L'objet de la présente étude est de déterminer si les multiples items de chaque module ont une validité factorielle, c'est à dire s'ils mesurent des dimensions ou facteurs communs. Confirmer qu'un groupe d'items observés mesurent un seul facteur latent est une première étape importante dans la création d'un indice sommaire ou global basé sur ces items. Ici, l'accent est mis sur la validité factorielle de quatre modules de l'ECESSP, à savoir l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP; en anglais, Patient Assessment of Chronic Illness Care ou PACIC), l'activation des patients (AP), la gestion de ses propres soins de santé (GPSS) et la confiance dans le système de soins de santé (CSSS).

Une série d'analyses factorielles confirmatoires ont été réalisées sur les modules susmentionnés afin d'évaluer dans quelle mesure les multiples items observés reflètent la présence de facteurs latents communs. Un modèle à quatre facteurs a été spécifié au départ pour l'échelle ESMCP en se fondant sur une théorie a priori et des travaux de recherche, mais son ajustement aux données n'était pas bon. Un modèle révisé à deux facteurs s'est avéré être le plus approprié. Ces deux facteurs ont été nommés " Soin global de la personne " et " Coordination des soins ". Les autres modules étudiés ici (c. à d. AP, GPSS et CSSS) étaient tous bien représentés par des modèles à un seul facteur.

Les résultats donnent à penser que la structure factorielle originale de l'ESMCP, établie dans le cadre d'études portant sur des échantillons cliniques, ne s'applique pas aux populations générales. Toutefois, les raisons précises de cette situation ne sont pas claires et d'autres travaux empiriques seront nécessaires pour jeter plus de lumière sur cette discordance. Les deux facteurs cernés ici pour l'ESMCP, ainsi que les facteurs uniques produits pour les modules AP, GPSS et CSSS pourraient servir de fondement à des indices sommaires destinés à être utilisés dans de futures analyses des données de l'ECESSP.

# 1 Introduction

L'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP) a été réalisée par Statistique Canada en janvier et en février 2007 pour le compte du Conseil canadien de la santé. L'objectif de l'ECESSP était d'évaluer les expériences des Canadiens relatives au système de soins de santé et, plus précisément, leurs expériences en ce qui concerne diverses catégories de médecins, l'accès aux soins de santé et l'utilisation de différents services de soins de santé, dont les services d'urgence, les cliniques ou les médicaments délivrés sur ordonnance. L'ECESSP était également conçue en vue d'évaluer un certain nombre de variables attitudinales, telles que la confiance des Canadiens dans le système de soins de santé et leurs perceptions du rôle qu'ils jouent dans la gestion de leurs propres soins de santé. L'échantillon sélectionné pour l'ECESSP était constitué de 3 800 participants (de 18 ans et plus) au cycle 3.1 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). Le taux de réponse à l'ECESSP était de 58 %, soit une taille finale d'échantillon de 2 194 sujets. D'autres renseignements méthodologiques sur l'ESCC et l'ECESSP peuvent être consultés ailleurs (Béland, 2002; Statistique Canada, 2007).

Un certain nombre de modules de l'ECESSP s'appuient sur de multiples items pour mesurer un nombre plus faible de concepts de soins de santé primaires. Par conséquent, les chercheurs qui analysent les données de l'ECESSP pourraient vouloir regrouper des sous ensembles d'items en indices sommaires, afin de faciliter la présentation des statistiques descriptives, ainsi que la modélisation multivariée. L'objet de la présente étude est de déterminer si les multiples items de chaque module ont une validité factorielle, c'est à dire s'ils mesurent des dimensions ou facteurs communs. Confirmer qu'un groupe d'items observés mesurent un seul facteur latent est une première étape importante dans la création d'un indice sommaire ou global basé sur ces items. Ici, l'accent est mis sur la validité factorielle de quatre modules de l'ECESSP, à savoir 1) l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP; en anglais, Patient Assessment of Chronic Illness Care ou PACIC); 2) l'activation des patients (AP); 3) la gestion de ses propres soins de santé; et 4) la confiance dans le système de soins de santé.

La suite du rapport est présentée de la façon suivante. La section 2 - Instruments de l'enquête - décrit plus en détail les modules de l'ECESSP examinés ici. La section 3 - Méthodologie - présente les bases théoriques et statistiques de la validité factorielle et décrit la stratégie adoptée pour procéder à l'analyse factorielle des modules choisis de l'ECESSP. La section 4 - Résultats - fournit les résultats des analyses factorielles confirmatoires. Enfin, la section 5 - Discussion et conclusion - examine comment les résultats pourraient apporter des éclaircissements pour la construction d'indices sommaires et l'utilisation future des modules étudiés dans des enquêtes nationales sur la santé.

# 2 Instruments de l'enquête

## 2.1 Module de l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients

Une attention particulière a été accordée, dans l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP), aux personnes qui ont déclaré avoir un ou plusieurs problèmes de santé chroniques. Le module contenant l'instrument d'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP) (en anglais, Patient Assessment of Chronic Illness Care ou PACIC) a été administré exclusivement à ce sous groupe. L'échelle ESMCP a été conçue par Glasgow et ses associés (Glasgow et coll., 2005) en vue de mesurer les aspects clés du modèle de soins pour maladies chroniques (CCM pour Chronic Care Model; Wagner et coll. 1996, 1999), un cadre conceptuel élaboré pour évaluer et améliorer les soins pour maladies chroniques. Plus spécialement, l'ESMCP mesure les concepts suivants (voir Glasgow et coll. 2005, tableau 2, p. 439) : 1) Activation des patients (actions qui sollicitent les idées et la participation des patients au processus de prise de décision), 2) Conception du système de prestation des soins/aide à la décision (actions qui aboutissent à l'organisation des soins et à la fourniture d'information aux patients en vue de leur faire mieux comprendre les soins), 3) Établissement des objectifs/personnalisation (acquisition d'information pour l'établissement d'objectifs précis de collaboration), 4) Résolution de problèmes/conseils contextuels (prise en compte des obstacles éventuels, ainsi que du milieu social et culturel des patients dans l'établissement des plans de traitement) et 5) Suivi/coordination (prise de dispositions pour la fourniture de soins qui prolongent et renforcent le traitement dans le cabinet du médecin et communication proactive avec les patients pour évaluer les progrès et coordonner les soins).

Une version modifiée de l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP) a été utilisée dans l'ECESSP (annexe A, tableau A1). Étant donné leur redondance en regard d'autres items de l'enquête, deux items de la sous échelle de mesure de l'activation des patients ont été supprimés. Des ajustements ont été apportés au préambule et à l'énoncé de certaines questions, afin de faciliter la compréhension des concepts et de rendre les questions plus pertinentes. Typiquement, la période de référence utilisée dans l'instrument original (ESMCP) correspond aux six derniers mois. Toutefois, afin de

tenir compte des participants à l'enquête qui pourraient ne pas avoir été traités activement durant cette période de référence, l'ECESSP utilise la prémisse : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique... ". En outre, un mécanisme de saut de questions a été introduit pour celles faisant référence à un " plan de traitement ", afin de pouvoir tenir compte des situations où un exemplaire du plan de traitement n'a jamais été remis officiellement au patient.

Les réponses à toutes les questions ont été recueillies à l'aide de l'échelle de type Likert suivante : 1 = presque jamais, 2 = généralement pas, 3 = parfois, 4 = la plupart du temps, 5 = presque toujours.

### 2.2 Module de l'activation des patients

Le module d'évaluation de l'activation des patients (AP) comportant 22 items (Hibbard et coll., 2004) est conçu pour mesurer les perceptions des patients quant à leur capacité d'assumer la responsabilité de leurs propres soins de santé. Plus particulièrement, le module AP contient une série d'énoncés ayant trait aux connaissances, à la confiance et aux compétences nécessaires pour que le patient puisse autogérer ses soins et collaborer avec les fournisseurs de services de soins de santé. Les patients indiquent dans quelle mesure ils sont d'accord avec chaque énoncé en utilisant l'échelle suivante : 1 = tout à fait en désaccord, 2 = en désaccord, 3 = d'accord, 4 = tout à fait d'accord. Un sous ensemble à 10 items du module AP original a été utilisé dans l'ECESSP (annexe A, tableau A2). Comme dans le cas de l'ESMCP, l'instrument de mesure de l'AP à 10 items a été administré uniquement aux patients qui ont déclaré être atteints d'au moins un problème de santé chronique.

### 2.3 Module de la gestion de ses propres soins de santé

Le module de la gestion de ses propres soins de santé (GPSS) à trois items a été créé spécialement pour l'ECESSP et est similaire au module AP; il a été conçu afin de mesurer les perceptions du patient quant à sa responsabilité et à son efficacité d'autogestion de ses propres soins de santé (annexe A, tableau A3). Contrairement aux modules AP et ESMCP, le module GPSS a été administré à tous les participants à l'ECESSP. Il comprend l'échelle de réponses suivante : 1 = tout à fait en désaccord, 2 = en désaccord, 3 = d'accord, 4 = tout à fait d'accord.

### 2.4 Module de la confiance dans le système de soins de santé

Destiné à compléter la mesure des attitudes des patients à l'égard de leur rôle personnel dans la gestion de leurs soins de santé, le module de la confiance dans le système de soins de santé (CSSS) comportant trois items a été utilisé pour évaluer les opinions des participants à l'enquête quant à la qualité du système de santé canadien, ainsi que la mesure dans laquelle ils estiment que des modifications devraient y être apportées. Le module CSSS a été administré à tous les participants à l'ECESSP. Les catégories de réponse différaient pour chacun des trois items du module (annexe A, tableau A4).

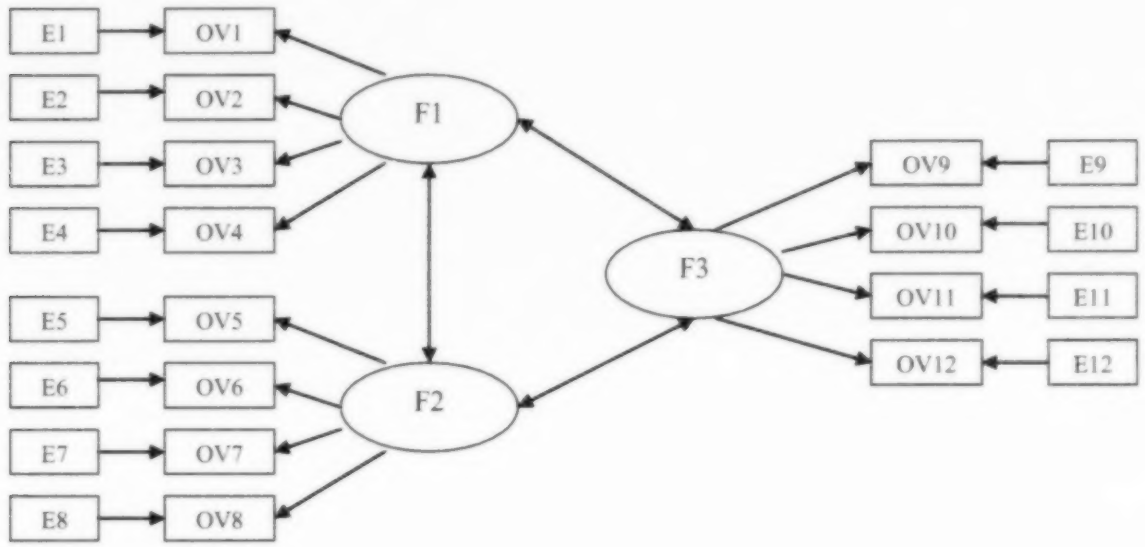
## 3 Méthodologie

### 3.1 Validité factorielle et analyse factorielle : un aperçu

La validité factorielle est un aspect important d'une propriété psychométrique plus générale, appelée validité conceptuelle, qui peut être définie comme le degré dans lequel un instrument mesure ce qu'il est destiné à mesurer. Dans le domaine de la recherche en sciences sociales, il est fréquent que les variables d'intérêt ne puissent pas être mesurées directement, c'est à dire qu'elles soient latentes plutôt que directement observables. Néanmoins, l'information au sujet des variables latentes peut être obtenue indirectement à l'aide de multiples variables observées. Plus précisément, les multiples variables observées sont conçues pour mesurer une variable latente unique présentant un intérêt théorique. Aucune variable observée individuelle ne reflète parfaitement la variable latente, ce qui n'a rien d'étonnant. Cependant, on peut s'attendre à ce que plusieurs indicateurs observés d'une variable latente covarient, à cause de leur dépendance mutuelle à l'égard de la variable latente. Lorsque les items observés d'un instrument de mesure présentent des schémas de covariation compatibles avec la présence d'un ou de plusieurs facteurs sous jacents hypothétiques, on dit que l'instrument possède une validité factorielle. Cette dernière est l'une des propriétés essentielles d'un instrument de mesure, puisqu'il s'agit de la principale justification pour l'agrégation d'items individuels en un score global significatif, ou peut être en différents scores de sous échelle, pouvant être utilisés dans des analyses descriptives ou inférentielles subséquentes (p. ex., modélisation multivariée).

L'analyse factorielle confirmatoire (AFC) est la méthode statistique privilégiée pour évaluer la validité factorielle quant un instrument a été conçu conformément à un cadre conceptuel qui spécifie à la fois la nature et le nombre des facteurs sous jacents (Mulaik, 1988). Autrement dit, le chercheur sait a priori quels sont les facteurs et quels items observés sont censés

**Figure 1.**
**Diagramme d'un modèle générique d'analyse factorielle confirmatoire**




les refléter. Une représentation visuelle est le meilleur moyen d'expliquer la forme générale d'un modèle d'analyse factorielle confirmatoire (figure 1).

Comme l'illustre la figure 1, le modèle affirme l'existence de trois facteurs (représentés par des ellipses, annotés ici " F1 à F3 "), qui sont chacun reflétés par quatre variables observées (représentées par des rectangles et annotées ici " VO1 à VO12 "). Les flèches qui pointent des facteurs vers les variables observées impliquent que les facteurs sont les variables explicatives et que les variables observées sont les résultats. Statistiquement, ces liens hypothétiques sont modélisés sous forme de régressions des variables observées sur les variables latentes. En outre, comme dans le cas de régressions multiples plus typiques où les variables explicatives et les variables de résultat sont les unes et les autres directement observées, des termes d'erreur (représentés par des rectangles, annotés ici " E1 à E12 ") sont inclus dans le modèle pour tenir compte de la variance des items observés qui n'est pas expliquée par les facteurs. Enfin, les flèches à deux pointes reliant les facteurs proprement dit indiquent que ceux ci peuvent être corrélés. Habituellement, des facteurs orthogonaux ou complètement indépendants sont l'exception plutôt que la règle dans les applications d'analyses factorielles confirmatoires.

Il est important de souligner que les relations qui sont " absentes " de la figure 1 sont conceptuellement et statistiquement tout aussi significatives que celles présentées dans le modèle. Premièrement, le modèle maintient qu'un facteur seulement cause les réponses à un item donné. Par exemple, VO1 ne peut se rapporter qu'à F1, et ses régressions sur F2 et F3 sont fixées égales à zéro. En outre, aucune corrélation n'est permise entre les variables observées à part celle déjà expliquée par leur association mutuelle avec le ou les facteurs. Naturellement, dans n'importe quelle application d'analyse factorielle confirmatoire, les données empiriques peuvent réfuter ces contraintes a priori. Par conséquent, l'analyse factorielle confirmatoire est une technique statistique puissante, qui tient compte de la déconfirmation éventuelle d'un modèle factoriel donné, voire même des révisions correspondantes de la théorie de base et de l'instrument de mesure.

L'analyse factorielle confirmatoire offre certains avantages comparativement au coefficient alpha de Cronbach ($\alpha$) (Cortina, 1993; Green et Hershberger, 2000; et Miller, 1995), qui est la méthode classique d'examen de l'intégrité des échelles psychométriques. Premièrement, $\alpha$ a tendance à favoriser les instruments plus longs (même ceux contenant des quantités importantes d'erreur de mesure) et à pénaliser les instruments plus courts. En revanche, la qualité des résultats de l'analyse factorielle exploratoire (AFE) ou de l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) ne continuera pas nécessairement de croître à mesure que des variables

observées supplémentaires sont ajoutées au modèle. Deuxièmement, $\alpha$ est gonflé par les corrélations entre les erreurs de mesure et peut par conséquent donner l'impression qu'un ensemble d'items utilisés pour refléter une variable latente unique sont meilleurs qu'ils ne le sont réellement. Dans l'AFC et l'AFE, la variance due à l'erreur de mesure est estimée séparément d'après la variance des facteurs. Les corrélations entre les termes d'erreurs de mesure ne contribuent pas aux facteurs proprement dits. Troisièmement, alors qu'$\alpha$ été conçu pour être utilisé avec des variables continues uniquement, la plupart des instruments employés pour la recherche en science sociale sont de type catégorique ordonné (ordinal). Donc, l'application d'$\alpha$ à des variables ordinales peut donner des résultats faussés. Néanmoins, grâce aux progrès récents de la théorie statistique et de la programmation informatique, l'AFC et l'AFE peuvent traiter correctement les variables ordinales (Flora et Curran 2004; Muthén et Muthén, 2005).

### 3.2 Stratégie analytique générale et méthode d'estimation

Les modules de l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP) examinés ici ont été conçus pour mesurer des concepts théoriques clairement définis et, par conséquent, l'analyse factorielle confirmatoire est la technique qui est appliquée. Si l'AFC révèle des modèles mal ajustés, des indices de modification seront utilisés pour déterminer le moyen le plus approprié de réviser le modèle.

Toutes les analyses factorielles confirmatoires ont été exécutées en utilisant le progiciel Mplus (version 4.1; Muthén et Muthén, 2005). Une méthode d'estimation par les moindres carrés pondérés robustes a été utilisée (Flora et Curran, 2004; Muthén, du Toit et Spisic, sous presse), puisque les variables observées possédaient des catégories de réponses ordinales (c. à d., échelles d'évaluation de 3, 4 et 5 points). Selon cette méthode, il est supposé que pour chaque item observé, les catégories de réponses ordinales brutes correspondent à des " seuils " sur une variable de réponse vraiment continue qui suit une loi normale. Cette hypothèse est raisonnable dans la majorité des applications. Par exemple, il existera habituellement un vrai continuum de " concordance " avec les items de l'enquête mesurant les attitudes, même si, pour des raisons opérationnelles, il n'est fourni qu'un nombre limité de catégories de réponses (p. ex., 1 = tout à fait en désaccord, 2 = en désaccord, 3 = d'accord, 4 = tout à fait d'accord). La position de l'attitude du répondant le long de ce continuum sous jacent dicte son placement parmi les options de réponse limitées. Autrement dit, on estime qu'une personne tombe dans une catégorie discrète donnée sur l'échelle observée parce qu'elle excède une valeur seuil particulière sur la variable de réponses continue. Cette hypothèse est statistiquement commode. Pour chaque variable ordinale observée, les parties de l'échantillon dans les catégories de réponses peuvent être utilisées pour estimer un ensemble de valeurs seuils (scores z) sur la variable de réponse continue correspondante. Cette approche permet aussi d'estimer les corrélations entre plusieurs variables de réponse continues, plutôt que simplement les corrélations entre les items ordinaux observés. Ces corrélations, dénommées corrélations polychoriques, peuvent être utilisées avec les valeurs seuils comme entrées dans le modèle d'analyse factorielle. Cette stratégie est supérieure à l'approche plus fréquente consistant à traiter les données ordinales comme si elles étaient continues et ne produit pas de résultats faussés dans les modèles d'analyse factorielle (Muthén et Kaplan, 1992).

Il convient aussi de souligner une importante question générale qui se pose quand on estime des modèles comportant des variables latentes. Plus précisément, les variances des variables latentes, ainsi que les régressions des variables observées sur les variables latentes sont inconnues et également indépendantes. Donc, le modèle factoriel ne peut pas être estimé sans que l'utilisateur spécifie des contraintes supplémentaires. La méthode choisie ici consiste simplement à standardiser les facteurs (c. à d. attribuer à tous une moyenne nulle et une variance égale à 1). Une autre méthode fréquemment utilisée consiste à fixer l'un des liens de régression entre le facteur et ses indicateurs observés à une valeur a priori (habituellement 1). Toutefois, puisqu'un grand objectif ici est d'évaluer la mesure dans laquelle chaque variable observée reflète son facteur parent, nous avons permis que chacune de ces régressions soit estimée librement.

### 3.3 Poids d'échantillonnage

Afin d'obtenir des estimations sans biais des paramètres du modèle factoriel, des poids d'échantillonnage ont été appliqués pour tenir compte des probabilités de sélection inégales (Asparouhov, 2005; Kaplan et Ferguson 1999). Les estimations de la variance par le bootstrap n'ont pas été calculées, car Mplus n'est pas doté d'une fonction pour les poids de rééchantillonnage.

### 3.4 Traitement des données manquantes

Toutes les réponses " Ne sais pas " ou " Refus " aux modules choisis de l'ECESSP ont reçu un code de valeur manquante. Afin de réduire au minimum l'exclusion d'enregistrements avec données manquantes et de créer un ensemble plus robuste de données d'entrée, l'analyse factorielle a été précédée d'une étape supplémentaire de modélisation multivariée. Plus précisément, nous avons effectué une régression multivariée dans laquelle les indicateurs factoriels observés étaient modélisés simultanément

comme des résultats des covariables Âge, Sexe et Niveau d'études. Nous avons supposé que les données sur les indicateurs factoriels manquaient au hasard (MAR pour missing at random) en ce qui concerne les covariables. L'hypothèse MAR maintient que l'absence de données sur un résultat particulier dépend d'autres variables du modèle, mais non des valeurs du résultat proprement dites (Allison 2003; Little et Rubin, 2002). Dans l'application considérée ici, ce sont effectivement les variables de réponse continues " hypothétiques " et non les indicateurs factoriels ordinaux observés qui ont été régressées sur les covariables; par conséquent, nous avons utilisé une régression probit plutôt que linéaire. Dans ce modèle, nous avons utilisé l'information provenant des régressions des cas complets pour renforcer les régressions des cas incomplets. Plus précisément, Mplus ne procède pas à l'imputation des valeurs manquantes; il infère ou " emprunte " plutôt la distribution conditionnelle des valeurs manquantes à partir des régressions des cas à données complètes, ce qui compense les lacunes statistiques. Par exemple, si la relation entre une variable explicative X et une variable de résultat Y est connue pour certains cas, il est possible d'émettre des hypothèses bien fondées quant à la distribution des valeurs de Y manquantes, à condition que l'information au sujet de X soit connue. La technique réduit au minimum le nombre de cas écartés parce que les données sont incomplètes, ce qui à son tour augmente la puissance et réduit le biais dans les estimations des paramètres. Dans la présente analyse, chaque cas a pu apporter une information statistique à l'analyse par régression, à condition qu'il satisfasse à deux exigences minimales, à savoir qu'ils contiennent des données complètes 1) sur toutes les covariables sélectionnées et 2) sur au moins un indicateur factoriel observé. Le revenu du ménage n'a pas été utilisé comme covariable, à cause du grand nombre de cas présentant des données manquantes (306 cas ou 14 % de l'échantillon total).

À la deuxième étape, les statistiques produites par les régressions probit multivariées des indicateurs factoriels sur les covariables ont toutes été utilisées comme entrées dans le modèle d'analyse factorielle confirmatoire (voir Muthén et Muthén, 2005; Muthén et coll., sous presse). Cette approche est meilleure que la simple suppression par liste (listwise) ou par paire (pairwise) des cas avec données manquantes. Ces deux techniques requièrent l'une et l'autre que les données manquent entièrement au hasard (MCAR pour missing completely at random), autrement dit que l'absence des données dépende soit des valeurs de la variable en question soit de celles d'autres variables du modèle. L'hypothèse MCAR est douteuse dans la majorité des applications (Allison, 2003; Little et Rubin, 2002). Un autre avantage de l'intégration des covariables (c. à d. âge, sexe et niveau d'études) dans l'analyse factorielle compensatoire tient au fait qu'elles peuvent être utilisées pour prédire directement les facteurs, donc ajuster le modèle pour tenir compte de l'effet de variables importantes comme les caractéristiques sociodémographiques.

### 3.5 Évaluation de l'ajustement du modèle

Divers indices ont été utilisés pour évaluer l'ajustement des modèles factoriels. Pour tester la qualité globale de l'ajustement, nous avons utilisé la statistique du chi carré ($\chi^2$). Le $\chi^2$ vérifie si les données diffèrent de la forme impliquée par le modèle, dans les limites de l'erreur d'échantillonnage. Cependant, $\chi^2$ est corrélée positivement à la taille de l'échantillon si le modèle n'est pas exactement correct (Browne et Cudeck, 1993). Étant donné que la plupart des modèles statistiques sont, au mieux, des approximations de la réalité plutôt que des concordances exactes, il n'est généralement pas raisonnable de demander une statistique de test $\chi^2$ non significative (McDonald et Marsh, 1990). Par conséquent, en plus de $\chi^2$, nous avons utilisé trois indices d'ajustement approximatif très utilisés qui sont, en majeure partie, non affectés par la taille d'échantillon, à savoir l'indice d'ajustement comparatif (CFI pour Comparative Fit Index; Bentler, 1990), l'indice d'ajustement de Tucker Lewis (TLI pour Tucker Lewis Fit Index; Bentler et Bonett, 1980) et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation (RMSEA pour Root Mean Squared Error of Approximation; Steiger, 2000).

Le CFI compare l'ajustement du modèle théorique à celui d'un modèle alternatif " nul " fondé sur l'hypothèse que les variables observées sont entièrement non corrélées. La valeur du CFI varie de 0 à 1. Plus elle approche de 1, plus le modèle théorique représente une amélioration par rapport au modèle nul. Une valeur égale ou supérieure à 0,90 est généralement considérée comme une indication d'un modèle bien ajusté (Bentler, 1990). Le TLI évalue aussi l'ajustement du modèle théorique relativement à un modèle nul, mais fournit un ajustement pour le nombre de degrés de liberté (ddl). Dans les applications d'analyse factorielle confirmatoire, ddl représente le nombre de domaines dans lesquels les données sont " libres " de s'écarter de la forme impliquée par le modèle. Donc, l'ajustement du modèle devrait être considéré à la lumière du nombre de places où des écarts peuvent survenir; autrement dit, les modèles dont le nombre de degrés de liberté est plus élevé devrait être traité avec plus d'indulgence, puisque la probabilité qu'ils soient déconfirmés est plus forte. Comme pour le CFI, une valeur du TLI égale ou supérieure à 0,90 indique que le modèle est bien ajusté. Toutefois, contrairement au CFI, les valeurs du TLI peuvent tomber en dehors de l'intervalle 0 1. Enfin, la RMSEA est une mesure de l'ajustement relatif plutôt qu'absolu. Elle quantifie la quantité moyenne d'erreur d'ajustement entre le modèle et les données, sur l'ensemble des degrés de liberté. La RMSEA ne possède pas de borne supérieure théorique, mais sa borne inférieure est 0. L'ajustement du

modèle est d'autant meilleur que les valeurs sont faibles; une valeur égale ou inférieure à 0,10 indique que l'ajustement du modèle est adéquat (Browne et Cudeck, 1993).

En plus de la qualité de l'ajustement global du modèle, il est important d'examiner les estimations des paramètres individuels. La grandeur des coefficients de régression reliant les facteurs aux indicateurs observés reflète le degré dans lequel ces indicateurs observés mesurent les facteurs. Dans la présente étude, ces régressions sont des probit ordonnés, puisque les résultats des facteurs sont les variables de réponse continues plutôt que les indicateurs ordinaux observés. Lorsqu'ils sont standardisés, l'interprétation de ces coefficients de régression, également appelés saturations factorielles, est la suivante : en moyenne, pour chaque accroissement d'une unité d'écart type dans le facteur, il se produit une variation de x unité d'écart type dans la variable de réponse continue. Une valeur de saturation factorielle égale ou supérieure à 0,30 est habituellement considérée comme signifiant que l'indicateur reflète adéquatement le facteur sous jacent (Comrey et Lee, 1992). La signification statistique des saturations factorielles a été évaluée à l'aide des valeurs critiques de la statistique du ratio (tests z). Les saturations ont également été ajustées pour tenir compte des effets de l'âge, du sexe et du niveau d'études. Le tableau 1 résume les diverses statistiques d'évaluation de l'ajustement du modèle.

**Tableau 1**
**Statistiques d'évaluation de l'ajustement du modèle pour l'analyse factorielle confirmatoire**

| Fit statistic | Interpretation | Criterion values |
|---|---|---|
| $\chi^2$ | Écart global entre le modèle théorique et les données observées. | Une valeur $p > 0,05$ indique un bon ajustement du modèle. |
| CFI | Ajustement du modèle théorique comparativement au modèle nul, où toutes les variables observées sont non corrélées; varie de 0 à 1; ajustement d'autant meilleur que le score est élevé. | Des valeurs $\geq 0,90$ indiquent un bon ajustement du modèle. |
| TLI | Ajustement du modèle théorique comparativement à un modèle nul, où toutes les variables observées sont non corrélées; correction pour le nombre de ddl du modèle; peut se situer en dehors de l'intervalle 0 1; ajustement d'autant meilleur que la valeur est élevée. | Des valeurs $\geq 0,90$ indiquent un bon ajustement du modèle. |
| RMSEA | Manque d'ajustement du modèle théorique, en fonction des ddl du modèle; valeur variant de 0 à $\infty$; ajustement d'autant meilleur que la valeur est faible. | Des valeurs $\leq 0,10$ indiquent un |
| Saturation factorielle | Coefficient représentant la régression d'une variable observée sur un facteur; la représentation du facteur par la variable observée est d'autant meilleure que la valeur est élevée. | Des valeurs $\geq 0,30$ indiquent une saturation adéquate des variables observées par le facteur. |

## 4 Résultats

### 4.1 Analyse factorielle confirmatoire du module évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients

Nous avons spécifié un modèle à quatre facteurs pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP) à savoir 1) Résolution de problème/conseils contextuels, 2) Établissement des objectifs/personnalisation, 3) Conception des systèmes de prestation des soins/aide à la décision et 4) Suivi/coordination. Nous avons procédé au codage inverse de tous les items avant l'analyse afin que les scores élevés traduisent une opinion plus positivement orientée (c. à d. 1 = presque jamais, 2 = généralement pas, 3 = parfois, 4 = la plupart du temps, 5 = presque toujours). Comme il est mentionné plus haut, un seul des trois items mesurant l'activation des patients a été inclus dans l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP) : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique, vous a-t-on demandé votre avis quand vous et votre médecin avez élaboré un plan de traitement? ". Comme les intercorrélations de cet item avec les autres items de cette sous échelle n'étaient pas disponibles, il a été impossible de spécifier un facteur sous jacent. Au lieu de cela, l'item d'activation des patients de l'ESMCP a été adopté par le modèle factoriel pour le module d'activation des patients (AP).

Le module de l'ESMCP a été administré uniquement aux patients atteints de maladies chroniques et l'on n'a pas administré la série complète d'items à ceux qui n'avaient pas de plan de traitement (les items 116 et 117 ont été passés). Par conséquent,

nous avons estimé deux modèles à quatre facteurs. Le premier était fondé uniquement sur les participants à l'enquête qui ont dit posséder un plan de traitement (N = 613). Le second comptait en plus ceux ayant indiqué ne pas avoir de plan de traitement (N = 318) en attribuant le score le plus faible possible (c. à d. 1 = presque jamais) aux questions sautées. Cette modification a été faite afin de maximiser l'information statistique disponible pour évaluer le modèle à quatre facteurs. Des mesures de l'ajustement global et des estimations des paramètres individuels similaires pour les deux modèles laisseraient entendre que tous les patients pourraient être modélisés simultanément, qu'ils possèdent ou non un plan de traitement.

Dans le modèle spécifié pour les répondants ayant un plan de traitement, 15 cas ont été exclus parce que des données manquaient pour une ou plusieurs covariables et (ou) tous les items de l'ESMCP. Le modèle à quatre facteurs s'écartait

**Tableau 2**
**Modèle à quatre facteurs pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients, répondants avec plan de traitement**

| Facteurs et items de l'enquête | Facteurs et items de l'enquête | Statistique z | Saturation factorielle standardisée |
|---|---|---|---|
| **Résolution de problèmes/conseils contextuels** | | | |
| Vous a t on demandé quels étaient les effets de votre maladie sur votre vie? | 0,650 | 15,844 | 0,652 |
| Vous a t on aidé à planifier afin de pouvoir prendre soin de votre état de santé même en des moments difficiles? | 0,764 | 25,427 | 0,766 |
| Vos fournisseurs de soins tenaient ils compte de vos valeurs et de vos traditions au moment de vous recommander un traitement? | 0,609 | 15,918 | 0,611 |
| Vous a t on aidé à élaborer un plan de traitement que vous pourriez mettre en pratique dans votre vie quotidienne? | 0,664 | 18,540 | 0,666 |
| **Établissement des objectifs/personnalisation** | | | |
| Vous a t on posé des questions sur vos habitudes de santé? | 0,602 | 17,230 | 0,603 |
| Vous a t on demandé de parler de vos objectifs en ce qui concerne la manière de prendre soin de votre condition chronique? | 0,680 | 21,470 | 0,681 |
| Vous a t on aidé à fixer des objectifs spécifiques pour améliorer votre alimentation ou votre activité physique? | 0,672 | 22,283 | 0,673 |
| Vous a t on encouragé à faire partie d'un groupe ou d'une classe, comme une session d'information éducative, pour vous aider à vivre avec votre état de santé chronique? | 0,646 | 16,518 | 0,646 |
| Vous a t on remis une copie de votre plan de traitement? | 0,474 | 10,161 | 0,474 |
| **Conception du système de prestation des soins/aide à la décision** | | | |
| Vous a t on montré comment ce que vous avez fait pour prendre soins de vous même a influencé votre condition chronique? | 0,716 | 19,692 | 0,721 |
| Vous a t on remis une liste écrite des choses que vous devriez faire pour améliorer votre santé? | 0,624 | 14,952 | 0,629 |
| Étiez vous satisfait de la manière dont vos soins étaient organisés? | 0,534 | 10,978 | 0,540 |
| **Suivi/coordination** | | | |
| Avez vous été encouragé à suivre des programmes communautaires comme des groupes de soutien ou des classes d'exercices qui pourraient vous aider? | 0,716 | 16,713 | 0,718 |
| Vous a t on dirigé vers un diététiste, un éducateur en matière de santé ou un conseiller? | 0,587 | 12,333 | 0,589 |
| Vous a t on dit comment vos visites chez d'autres genres de médecins (p. ex., spécialiste, chirurgien) contribuaient à votre traitement? | 0,787 | 21,874 | 0,789 |
| Vous a t on demandé comment se passaient vos visites chez les autres médecins? | 0,733 | 21,124 | 0,734 |
| A t on communiqué avec vous après une visite pour savoir comment les choses se passaient? | 0,605 | 13,910 | 0,607 |

**Nota :** La taille de l'échantillon est 598. Toutes les questions du module commencent par la prémisse : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique... " Le statistique z est la saturation factorielle divisée par l'erreur type.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

significativement des données selon le test du $\chi^2$ strict ($\chi^2$ [ddl = 51, N = 598] = 296,880, p < 0,001). À l'exception du CFI (Comparative Fit Index, d'après les indices d'ajustement approximatif, l'ajustement du modèle est raisonnablement bon (CFI = 0,842; TLI = 0,892; RMSEA = 0,090). Les saturations factorielles et les intercorrélations sont présentées au tableau 2. Toutes les saturations sont significatives au seuil de signification de 0,01 (valeurs z > 2,56) et supérieures à 0,30, ce qui indique que tous les items fonctionnent comme des représentations adéquates des facteurs sous jacents hypothétiques. Toutefois, le fait que les corrélations entre les facteurs Résolution de problèmes/conseils contextuels, Établissement des objectifs/personnalisation et Conception du système de prestation des soins/aide à la décision soient toutes supérieures à 1,0 a été un résultat inattendu (voir le tableau 3). Ces estimations inadmissibles des corrélations sont les signes d'une erreur éventuelle de spécification du modèle.

**Tableau 3**
**Corrélations factorielles pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients, modèle à quatre facteurs, répondants ayant un plan de traitement**

| Facteurs | Résolution de problèmes/conseils contextuels | Établissement des objectifs/ personnalisation | Conception du système de prestation des soins/ aide à la décision | Suivi/coordination |
|---|---|---|---|---|
| Résolution de problèmes/ conseils contextuels | ... | ... | ... | ... |
| Établissement des objectifs/ personnalisation | 1,029 | ... | ... | ... |
| Conception du système de prestation des soins/aide à la décision | 1,052 | 1,169 | ... | |
| Suivi/coordination | 0,653 | 0,826 | 0,710 | ... |

... n'ayant pas lieu de figurer
**Nota :** La taille de l'échantillon est 598. Tous les coefficients de corrélation sont significatifs au seuil de signification de 0,01.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

Avant d'examiner cette erreur de spécification plus en détail, nous avons de nouveau estimé le modèle pour l'ensemble des patients atteint de maladies chroniques. Pour ceux ayant indiqué qu'ils n'avaient jamais reçu de plan de traitement, des valeurs ont été imputées pour les items pertinents (c. à d. 1 = presque jamais). Nous avons également essayé de garder ceux dont la réponse était " Ne sais pas " ou " Refus " à la question sur l'obtention d'un plan de traitement en utilisant la méthode décrite antérieurement pour les données manquantes. Dans ce modèle, 31 cas ont été exclus à cause de données manquantes pour une ou plusieurs covariables et (ou) tous les items de l'ESMCP. Ce modèle à quatre facteurs s'écartait aussi significativement des données selon le test du $\chi^2$ ($\chi^2$ [ddl = 62, N = 936] = 483,809, p < 0,001) et produisait des indices d'ajustement approximatifs similaires (CFI = 0,852; TLI = 0,919; RSMEA = 0,085). Les saturations factorielles et les intercorrélations sont présentées au tableau 4. Tous les coefficients étaient significatifs au seuil de signification de 0,01 (valeurs z > 2,56) et supérieurs à 0,30, ce qui indique que tous les items fonctionnaient comme des représentations adéquates des facteurs sous jacents hypothétiques. Comme dans le modèle précédent, des corrélations factorielles > 1,0 ont été obtenues pour Résolution de problèmes/conseils contextuels avec Établissement des objectifs/personnalisation, ainsi que pour Établissement des objectifs/personnalisation avec Conception du système de prestation des soins/aide à la décision (voir le tableau 5).

Les estimations statistiquement incorrectes des corrélations factorielles donnent à penser que le modèle factoriel original spécifié pour l'ESMCP (Glasgow et coll., 2005) ne convient pas pour les données examinées ici. En particulier, ces résultats indiquent qu'il est impossible de distinguer empiriquement les facteurs en question dans cet échantillon. Donc, nous avons spécifié un nouveau modèle factoriel dans lequel nous avons regroupé Résolution de problèmes/conseils contextuels, Établissement des objectifs/personnalisation et Conception du système de prestation des soins/aide à la décision en un seul facteur, tandis que les items de la sous échelle Suivi/coordination saturaient sur un facteur distinct. Le nouveau facteur, plus général, semble représenter les aspects des soins que l'on pourrait désigner collectivement par " Soin global de la personne ", tandis que l'autre facteur couvre la " Coordination des soins ".

Ce modèle à deux facteurs s'écartait significativement des données selon le test du $\chi^2$ ($\chi^2$ [ddl = 65, N = 936] = 502,319, p < 0,001) et produisait les valeurs suivantes pour les indices d'ajustement approximatif : CFI = 0,846; TLI = 0,920; RSMEA = 0,085. L'inspection des indices de modification a révélé qu'un item du facteur " Établissement des objectifs/personnalisation

" placé sur le nouveau facteur " Soin global de la personne " saturait également fortement sur le facteur " Coordination des soins " : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique, vous a t on encouragé à faire partie d'un groupe ou d'une classe, comme une session d'information éducative, pour vous aider à vivre avec votre état de santé chronique? " Nous avons respécifié le modèle de façon que cet item reflète à la fois " Soin global de la personne " et " Coordination des soins ", ce qui a donné les valeurs d'ajustement du modèle suivantes : ($\chi^2$ [ddl = 64, N = 936] = 371,652, $p < 0,001$; CFI = 0,892; TLI = 0,943; RSMEA = 0,072). Cependant, l'item susmentionné ne saturait plus sur " Soin global de la personne ", si bien que nous avons spécifié un modèle final dans lequel il saturait uniquement sur " Coordination des soins ". Les valeurs d'ajustement du modèle étaient les suivantes : ($\chi^2$ [ddl = 65, N = 936] = 378,164, $p < 0,001$; CFI = 0,890; TLI = 0,942; RSMEA = 0,072). Les saturations factorielles sont présentées au tableau 6.

**Tableau 4**
**Modèle à quatre facteurs pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients, répondants avec et sans plan de traitement**

| Facteurs et items de l'enquête | Facteurs et items de l'enquête | Statistique z | Saturation factorielle standardisée |
|---|---|---|---|
| **Résolution de problèmes/conseils contextuels** | | | |
| Vous a t on demandé quels étaient les effets de votre maladie sur votre vie? | 0,636 | 19,993 | 0,640 |
| Vous a t on aidé à planifier afin de pouvoir prendre soin de votre état de santé même en des moments difficiles? | 0,780 | 32,061 | 0,783 |
| Vos fournisseurs de soins tenaient ils compte de vos valeurs et de vos traditions au moment de vous recommander un traitement? | 0,590 | 17,727 | 0,594 |
| Vous a t on aidé à élaborer un plan de traitement que vous pourriez mettre en pratique dans votre vie quotidienne? | 0,715 | 26,116 | 0,718 |
| **Établissement des objectifs/personnalisation** | | | |
| Vous a t on posé des questions sur vos habitudes de santé? | 0,624 | 21,782 | 0,626 |
| Vous a t on demandé de parler de vos objectifs en ce qui concerne la manière de prendre soin de votre condition chronique? | 0,735 | 32,071 | 0,736 |
| Vous a t on aidé à fixer des objectifs spécifiques pour améliorer votre alimentation ou votre activité physique? | 0,718 | 30,751 | 0,719 |
| Vous a t on encouragé à faire partie d'un groupe ou d'une classe, comme une session d'information éducative, pour vous aider à vivre avec votre état de santé chronique? | 0,704 | 23,566 | 0,705 |
| Vous a t on remis une copie de votre plan de traitement? | 0,625 | 17,977 | 0,626 |
| **Conception du système de prestation des soins/aide à la décision** | | | |
| Vous a t on montré comment ce que vous avez fait pour prendre soins de vous même a influencé votre condition chronique? | 0,744 | 26,692 | 0,749 |
| Vous a t on remis une liste écrite des choses que vous devriez faire pour améliorer votre santé? | 0,686 | 21,716 | 0,692 |
| Étiez vous satisfait de la manière dont vos soins étaient organisés? | 0,530 | 13,082 | 0,536 |
| **Suivi/coordination** | | | |
| Avez vous été encouragé à suivre des programmes communautaires comme des groupes de soutien ou des classes d'exercices qui pourraient vous aider? | 0,763 | 24,873 | 0,764 |
| Vous a t on dirigé vers un diététiste, un éducateur en matière de santé ou un conseiller? | 0,657 | 18,429 | 0,658 |
| Vous a t on dit comment vos visites chez d'autres genres de médecins (p. ex., spécialiste, chirurgien) contribuaient à votre traitement? | 0,762 | 26,377 | 0,763 |
| Vous a t on demandé comment se passaient vos visites chez les autres médecins? | 0,722 | 25,291 | 0,723 |
| A t on communiqué avec vous après une visite pour savoir comment les choses se passaient? | 0,644 | 19,112 | 0,645 |

**Nota :** La taille de l'échantillon est 936. Toutes les questions du module commencent par la prémisse : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique... " Le statistique z est la saturation factorielle divisée par l'erreur type.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

**Tableau 5**
**Corrélations factorielles pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients, modèle à quatre facteurs, répondants avec et sans plan de traitement**

| Facteurs | Résolution de problèmes/conseils contextuels | Établissement des objectifs/ personnalisation | Conception du système de prestation des soins/ aide à la décision | Suivi/coordination |
|---|---|---|---|---|
| Résolution de problèmes/ conseils contextuels | ... | ... | ... | ... |
| Établissement des objectifs/ personnalisation | 1,401 | ... | ... | ... |
| Conception du système de prestation des soins/aide à la décision | 0,996 | 1,077 | ... | ... |
| Suivi/coordination | 0,784 | 0,869 | 0,796 | ... |

... n'ayant pas lieu de figurer
**Nota :** La taille de l'échantillon est 936. Tous les coefficients de corrélation sont significatifs au seuil de signification de 0,01.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

**Tableau 6**
**Modèle à deux facteurs pour l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients, répondants avec et sans plan de traitement**

| Facteurs et items de l'enquête | Facteurs et items de l'enquête | Statistique z | Saturation factorielle standardisée |
|---|---|---|---|
| **Soin global de la personne** | | | |
| Vous a t on demandé quels étaient les effets de votre maladie sur votre vie? | 0,647 | 21,407 | 0,648 |
| Vous a t on aidé à planifier afin de pouvoir prendre soin de votre état de santé même en des moments difficiles? | 0,794 | 36,398 | 0,795 |
| Vos fournisseurs de soins tenaient ils compte de vos valeurs et de vos traditions au moment de vous recommander un traitement? | 0,602 | 17,744 | 0,603 |
| Vous a t on aidé à élaborer un plan de traitement que vous pourriez mettre en pratique dans votre vie quotidienne? | 0,729 | 26,862 | 0,730 |
| Vous a t on posé des questions sur vos habitudes de santé? | 0,659 | 23,014 | 0,660 |
| Vous a t on demandé de parler de vos objectifs en ce qui concerne la manière de prendre soin de votre condition chronique? | 0,773 | 34,767 | 0,774 |
| Vous a t on aidé à fixer des objectifs spécifiques pour améliorer votre alimentation ou votre activité physique? | 0,756 | 33,439 | 0,757 |
| Vous a t on remis une copie de votre plan de traitement? | 0,659 | 18,834 | 0,660 |
| Vous a t on montré comment ce que vous avez fait pour prendre soins de vous même a influencé votre condition chronique? | 0,776 | 35,569 | 0,777 |
| Vous a t on remis une liste écrite des choses que vous devriez faire pour améliorer votre santé? | 0,717 | 25,295 | 0,718 |
| Étiez vous satisfait de la manière dont vos soins étaient organisés? | 0,549 | 13,765 | 0,550 |
| **Coordination des soins** | | | |
| Avez vous été encouragé à suivre des programmes communautaires comme des groupes de soutien ou des classes d'exercices qui pourraient vous aider? | 0,763 | 27,555 | 0,763 |
| Vous a t on dirigé vers un diététiste, un éducateur en matière de santé ou un conseiller? | 0,666 | 19,098 | 0,667 |
| Vous a t on dit comment vos visites chez d'autres genres de médecins (p. ex., spécialiste, chirurgien) contribuaient à votre traitement? | 0,776 | 26,251 | 0,777 |
| Vous a t on demandé comment se passaient vos visites chez les autres médecins? | 0,737 | 25,080 | 0,738 |
| A t on communiqué avec vous après une visite pour savoir comment les choses se passaient? | 0,656 | 19,477 | 0,657 |
| Vous a t on encouragé à faire partie d'un groupe ou d'une classe, comme une session d'information éducative, pour vous aider à vivre avec votre état de santé chronique? | 0,805 | 30,100 | 0,806 |

**Nota :** La taille de l'échantillon est 936. Toutes les questions du module commencent par la prémisse : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique... " Le statistique z est la saturation factorielle divisée par l'erreur type.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

Tous les coefficients étaient significatifs au seuil de signification de 0,01 (valeurs z > 2,56) et supérieurs à 0,30, ce qui signifie que tous les items fonctionnaient comme des représentations adéquates des facteurs sous jacents hypothétiques. Les facteurs de " Soin global de la personne " et " Coordination des soins " étaient corrélés positivement à r = 0,719 (p < 0,01).

### 4.2 Analyse factorielle confirmatoire du module activation des patients

Pour le module activation des patients (AP), nous avons spécifié un modèle à un facteur. En plus des 10 items de ce module, nous avons inclus le seul item d'activation des patients du module ESMCP. Nous avons procédé au codage inverse de tous les items avant l'analyse afin que des scores plus élevés signifient des opinions plus positivement orientées (c. à d. 1 = tout à fait en désaccord, 2 = en désaccord, 3 = d'accord, 4 = tout à fait d'accord). La taille de l'échantillon total disponible était de 935 (32 cas ont été exclus parce que des données manquaient pour une ou plusieurs covariables et (ou) tous les items AP. Le modèle à un facteur s'écartait significativement des données selon le test du $\chi^2$ ($\chi^2$ [ddl = 44, N = 935] = 272,801, p < 0,001), mais était relativement bien ajusté selon les indices d'ajustement approximatif (CFI = 0,940; TLI = 0,974; RMSEA = 0,075). Tous les coefficients étaient significatifs au seuil de signification de 0,01 (valeurs z > 2,56) et supérieurs à 0,30, ce qui signifie que tous les items AP originaux fonctionnaient comme des représentations adéquates du facteur sous jacent hypothétique. Toutefois, l'item d'activation des patients provenant de l'ESMCP avait une saturation standardisée faible (0,238) comparativement à celle des items AP originaux (fourchette de 0,671 à 0,843). Donc, il semble que, dans le contexte du module AP, l'item d'activation des patients de l'ESMCP reflète beaucoup plus médiocrement le concept sous jacent que les autres items.

**Tableau 7**
**Modèle à un facteur pour le module activation des patients**

| Facteurs et items de l'enquête | Facteurs et items de l'enquête | Statistique z | Saturation factorielle standardisée |
|---|---|---|---|
| **Activation des patients** | | | |
| Je suis confiant de pouvoir prendre des mesures qui m'aideront à prévenir ou à minimiser certains symptômes ou problèmes associés à mon état de santé. | 0,730 | 30,308 | 0,733 |
| Je suis sûr de pouvoir dire mes préoccupations à mon fournisseur de soins de santé même quand il ne les demande pas. | 0,784 | 37,173 | 0,787 |
| Je suis sûr de pouvoir donner suite aux traitements médicaux que j'ai besoin de faire à la maison. | 0,801 | 37,676 | 0,804 |
| Je suis sûr de pouvoir trouver des solutions quand de nouvelles situations ou de nouveaux problèmes se posent à l'égard de mon état de santé. | 0,761 | 33,334 | 0,764 |
| Je suis sûr de pouvoir maintenir les changements que j'ai apportés à mon style de vie même durant les périodes de stress. | 0,667 | 28,981 | 0,671 |
| Je sais à quoi servent chacun des médicaments qui me sont prescrits. | 0,771 | 28,639 | 0,774 |
| Je comprends la nature et les causes de mon état de santé. | 0,821 | 39,690 | 0,824 |
| Je connais les différentes options médicales de traitement qui s'offrent à moi pour mon état de santé. | 0,800 | 41,482 | 0,803 |
| Je sais comment prévenir d'autres problèmes à l'égard de mon état de santé. | 0,840 | 52,362 | 0,843 |
| J'ai pu maintenir les changements que j'ai apportés à mon style de vie pour ma santé. | 0,799 | 39,437 | 0,802 |

**Nota :** La taille de l'échantillon est 935. Le statistique z est la saturation factorielle divisée par l'erreur type.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

Par conséquent, nous avons estimé pour le module AP une deuxième analyse factorielle confirmatoire, en écartant l'item d'activation des patients de l'ESMCP. L'ajustement de ce modèle s'est avéré comparable à celui du modèle AP précédent : $\chi^2$ [ddl = 39, N = 934] = 277,984, p < 0,001; CFI = 0,936; TLI = 0,974; RMSEA = 0,081). Les saturations factorielles étaient toutes significatives au seuil de signification de 0,01 (valeur z > 2,56) et sont présentées au tableau 7.

### 4.3 Analyse factorielle confirmatoire des modules gestion de ses propres soins de santé et confiance dans le système de soins de santé

La validité factorielle des modules Gestion de ses propres soins de santé (GPSS) et Confiance dans le système de soins de santé (CSSS) a été évaluée par une seule analyse factorielle confirmatoire. Les deux modules ont été regroupés parce qu'un modèle factoriel ne comportant que trois items observés ne peut pas être testé statistiquement (Bollen, 1989). La taille de l'échantillon disponible pour l'analyse était de 2 143 (51 cas ont été écartés parce que des données manquaient pour une ou plusieurs covariables et (ou) tous les items de l'échelle). Le modèle à deux facteurs n'était pas ajusté aux données selon le test du $\chi^2$ ($\chi^2$ [ddl = 20, N = 2 143] = 73,792, $p < 0,001$); cependant, les indices d'ajustement approximatif indiquaient un ajustement très étroit (CFI = 0,985; TLI = 0,981; RMSEA = 0,041). En outre, toutes les saturations factorielles étaient significatives au seuil de signification de 0,01 (valeurs $z > 2,56$) et supérieures à 0,30 (voir le tableau 8). Naturellement, les facteurs GPSS et CSSS n'étaient que faiblement corrélés ($r = 0,11$, $p < 0,01$), car la raison principale de l'inclusion de ces deux facteurs dans le modèle était pratique plutôt que théorique.

**Tableau 8**
**Modèle à un facteur pour le module activation des patients**

| Facteurs et items de l'enquête | Facteurs et items de l'enquête | Statistique z | Saturation factorielle standardisée |
|---|---|---|---|
| **Gestion de ses propres soins de santé** | | | |
| Tout cela dit, je suis la personne responsable de m'occuper de mon état de santé. | 0,798 | 47,120 | 0,799 |
| Le fait de jouer un rôle actif dans mes soins de santé représente le facteur le plus important pour déterminer ma santé et ma capacité de fonctionner | 0,918 | 50,794 | 0,918 |
| Je suis sûr de savoir quand j'ai besoin de soins de santé et quand je peux régler un problème de santé moi même. | 0,718 | 38,727 | 0,720 |
| **Confiance dans le système de soins de santé** | | | |
| Dans l'ensemble, à quel point êtes vous confiant que si vous tombiez gravement malade, vous obtiendriez des soins de santé de qualité et sûrs au moment où vous en avez besoin? | 0,749 | 26,551 | 0,755 |
| Dans l'ensemble, diriez vous que votre confiance au système de santé canadien : augmente, baisse ou est à peu près le même qu'il a toujours été ? | 0,724 | 26,994 | 0,730 |
| Selon vous, de quelle approche le système de santé au Canada a t il besoin présentement : d'une restructuration complète d'un bout à l'autre, de réparations assez importantes, de rajustements mineurs, ou tout est bien tel quel? | 0,695 | 26,954 | 0,702 |

**Nota :** La taille de l'échantillon est 2 143. La statistique z est la saturation factorielle divisée par l'erreur type.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

## 5 Discussion et conclusion

Les résultats des analyses factorielles confirmatoires révèlent une bonne cohérence des modules d'activation des patients (AP), de gestion de ses propres soins de santé (GPSS) et de confiance dans le système de soins de santé (CSSS). Pour rendre leur utilisation plus commode dans des analyses de régression multivariées ultérieures, il serait raisonnable d'agréger les items compris dans ces modules en indices uniques pouvant être employés comme prédicteurs ou comme résultats selon les questions de recherche. Ou bien, si l'on souhaite tester un système complexe de chemins entre ces concepts ou d'autres mesurés dans l'Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires (ECESSP), chacun de ces trois modules pourrait être traité comme une variable latente dans un modèle d'équations structurelles (SEM). Dans ce cas, tous les indicateurs observés disponibles dans chaque module seraient utilisés pour refléter une seule variable latente, tout comme dans les analyses factorielles confirmatoires effectuées ici.

Par ailleurs, le module évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients (ESMCP) ne présente pas le même degré d'intégrité que les autres, les résultats obtenus s'écartant de la structure factorielle originale proposée par Glasgow et coll. (2005). La nouvelle structure bifactorielle (c. à d. " Soin global de la personne " et " Coordination des soins ") testée dans l'analyse factorielle confirmatoire est mieux adaptée aux données du module ESMCP, en particulier parce qu'elle

élimine le problème des estimations de corrélation inadmissibles (c. à d. valeurs de $r > 1,0$). Il est difficile de mettre exactement le doigt sur les raisons pour lesquelles le modèle factoriel optimal diffère considérablement de ceux décrits dans les travaux originaux de développement de l'ESMCP. Ces raisons pourraient inclure 1) le fait que l'échantillon américain (État de Washington) utilisé par le Group Health (organisme où a été élaborée l'échelle du module) ne comprenait que les personnes ayant une assurance maladie, 2) le fait qu'il existe des différences de planification et de prestation de services de soins de santé entre le Group Health et les fournisseurs de soins canadiens, et 3) le fait qu'il existe des différences entre les caractéristiques de la population canadienne générale et les adhérents au Group Health. L'ECESSP est une enquête de population générale qui n'a pas été axée sur les patients traités activement dans le cadre d'un programme structuré tel que celui offert par le Group Health, programme fondé sur le même modèle de soins pour maladies chroniques que celui sur lequel s'est appuyée la construction de l'instrument ESMCP proprement dit. Par conséquent, nombre des items n'ont peut être pas été perçus comme étant pertinents par les participants à l'ECESSP, ce qui pourrait être la raison pour laquelle les facteurs originaux de l'ESMCP ne se dégagent pas distinctement dans la présente analyse.

En outre, il se peut que les modifications apportées à l'ESMCP en vue de l'utiliser dans l'ECESSP aient influencé les résultats de l'analyse factorielle. Ces changements incluaient l'élimination de deux items de la sous échelle de l'activation des patients, la modification de la période de référence pour passer de " au cours des six derniers mois " à " au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique ", ainsi que l'introduction d'un saut de questions pour les personnes indiquant ne pas avoir reçu de plan de traitement. Une étude psychométrique plus approfondie est certainement requise afin de révéler la source particulière des écarts entre les résultats présentés ici et ceux des études originales sur lesquelles s'est fondée l'élaboration de l'ESMCP.

Cependant, les données actuelles recueillies dans le contexte canadien donnent à penser que si l'on voulait utiliser l'échelle ESMCP pour élaborer des indices sommaires, les items compris dans les facteurs " Soin global de la personne " et " Coordination des soins " pourraient être agrégés raisonnablement. Toutefois, ces deux facteurs doivent être examinés plus en profondeur et perfectionnés conceptuellement afin de s'assurer qu'ils sont bien compris et dénommés comme il convient.

À l'occasion de futurs cycles de l'ECESSP, l'utilisation de versions abrégées de l'ESMCP pourrait être souhaitée. Si un indice global est désiré, il serait peut être possible de raccourcir l'échelle de l'ESMCP en choisissant un sous ensemble d'items qui donnent ici les saturations les plus élevées sur les facteurs " Soin global de la personne " et " Coordination des soins ". Il importe aussi de souligner que, si l'objectif n'est pas de produire des indices sommaires pour l'ESMCP, mais plutôt de recueillir des éléments particuliers d'information au sujet des soins pour maladies chroniques, les résultats de l'analyse factorielle pourraient être d'une utilité limitée pour décider des items qu'il est important d'inclure. Le cas échéant, la sélection des items de l'ESMCP devra être fondée sur d'autres critères (p. ex., pertinence de chaque item pour la population cible particulière).

# Annexe

## Tableau A1
## Module de l'évaluation des soins pour maladies chroniques par les patients

**Résolution de problèmes/conseils contextuels**
Vous a t on demandé quels étaient les effets de votre maladie sur votre vie?
Vous a t on aidé à planifier afin de pouvoir prendre soin de votre état de santé même en des moments difficiles?
Vos fournisseurs de soins tenaient ils compte de vos valeurs et de vos traditions au moment de vous recommander un traitement?
Vous a t on aidé à élaborer un plan de traitement que vous pourriez mettre en pratique dans votre vie quotidienne?

**Établissement des objectifs/personnalisation**
Vous a t on posé des questions sur vos habitudes de santé?
Vous a t on demandé de parler de vos objectifs en ce qui concerne la manière de prendre soin de votre condition chronique?
Vous a t on aidé à fixer des objectifs spécifiques pour améliorer votre alimentation ou votre activité physique?
Vous a t on encouragé à faire partie d'un groupe ou d'une classe, comme une session d'information éducative, pour vous aider à vivre avec votre état de santé chronique?
Vous a t on remis une copie de votre plan de traitement? [1]

**Conception du système de prestation des soins/aide à la décision**
Vous a t on montré comment ce que vous avez fait pour prendre soins de vous même a influencé votre condition chronique?
Vous a t on remis une liste écrite des choses que vous devriez faire pour améliorer votre santé?
Étiez vous satisfait de la manière dont vos soins étaient organisés?

**Suivi/coordination**
Avez vous été encouragé à suivre des programmes communautaires comme des groupes de soutien ou des classes d'exercices qui pourraient vous aider?
Vous a t on dirigé vers un diététiste, un éducateur en matière de santé ou un conseiller?
Vous a t on dit comment vos visites chez d'autres genres de médecins (p. ex., spécialiste, chirurgien) contribuaient à votre traitement?
Vous a t on demandé comment se passaient vos visites chez les autres médecins?
A t on communiqué avec vous après une visite pour savoir comment les choses se passaient?

[1] Cet item possède une catégorie de réponse supplémentaire : 6 = jamais, pas de plan de traitement.
**Nota :** Toutes les questions de l'enquête commencent par la prémisse : " Au cours des six derniers mois ou la dernière fois que vous avez reçu des soins pour votre état de santé chronique... ". Les catégories de réponse sont : 1 = presque toujours, 2 = la plupart du temps, 3 = parfois, 4 = généralement pas, 5 = presque jamais.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

## Tableau A2
## Module de l'activation des patients

Je suis confiant de pouvoir prendre des mesures qui m'aideront à prévenir ou à minimiser certains symptômes ou problèmes associés à mon état de santé.
Je suis sûr de pouvoir dire mes préoccupations à mon fournisseur de soins de santé même quand il ne les demande pas.
Je suis sûr de pouvoir donner suite aux traitements médicaux que j'ai besoin de faire à la maison.
Je suis sûr de pouvoir trouver des solutions quand de nouvelles situations ou de nouveaux problèmes se posent à l'égard de mon état de santé.
Je suis sûr de pouvoir maintenir les changements que j'ai apportés à mon style de vie même durant les périodes de stress.
Je sais à quoi servent chacun des médicaments qui me sont prescrits.
Je comprends la nature et les causes de mon état de santé.
Je connais les différentes options médicales de traitement qui s'offrent à moi pour mon état de santé.
Je sais comment prévenir d'autres problèmes à l'égard de mon état de santé.
J'ai pu maintenir les changements que j'ai apportés à mon style de vie pour ma santé.

**Nota :** Les catégories de réponse sont : 1 = tout à fait d'accord, 2 = d'accord, 3 = en désaccord, 4 = tout à fait en désaccord.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

## Tableau A3
## Module de la gestion de ses propres soins de santé

Tout cela dit, je suis la personne responsable de m'occuper de mon état de santé.
Le fait de jouer un rôle actif dans mes soins de santé représente le facteur le plus important pour déterminer ma santé et ma capacité de fonctionner.
Je suis sûr de savoir quand j'ai besoin de soins de santé et quand je peux régler un problème de santé moi même.

**Nota :** Les catégories de réponse sont : 1 = tout à fait d'accord, 2 = d'accord, 3 = en désaccord, 4 = tout à fait en désaccord.
**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

## Tableau A4
## Module de la confiance dans le système de soins de santé

Dans l'ensemble, à quel point êtes vous confiant que [sic] si vous tombiez gravement malade, vous obtiendriez des soins de santé de qualité et sûrs au moment où vous en avez besoin? [1]
Dans l'ensemble, diriez vous que votre confiance au [sic] système de santé est...? [2]
Selon vous, de quelle approche le système de santé au Canada a t il besoin présentement? [3]

1. Les catégories de réponse sont : 1 = très confiant, 2 = plutôt confiant, 3 = pas très confiant, 4 = pas du tout confiant.
2. Les catégories de réponse sont : 1 = augmente, 2 = baisse, 3 = est à peu près le même qu'il a toujours été [sic].
3. Les catégories de réponse sont : 1 = d'une restructuration complète d'un bout à l'autre, 2 = de réparations assez importantes, 3 = de rajustements mineurs, 4 = tout est bien tel quel.

**Source :** Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires.

# Bibliographie


Allison, Paul D. 2003. « Missing data techniques for structural equation modeling ». *Journal of Abnormal Psychology*. 112, 4 : 545–557.

Asparouhov, Tihomir. 2005. « Sampling weights in latent variable modeling ». *Structural Equation Modelling*. 12, 3 : 411–434.

Béland, Yves. 2002. « Canadian Community Health Survey: Methodological overview ». *Health Reports*. 13, 3 : 9–14.

Bentler, P.M. 1990. « Comparative fit indexes in structural models ». *Psychological Bulletin*. 107, 2 : 238–246.

Bentler, P.M., et D.G. Bonett. 1980. « Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structure ». *Psychological Bulletin*. 88 : 588–606.

Bollen, Kenneth A. 1989. *Structural Equations with Latent Variables*. New York : Wiley.

Browne, Michael W., et Robert Cudeck. 1993. « Alternative ways of assessing model fit ». Dans *Testing Structural Equation Models*. K.A. Bollen et J.S. Long (rév.). Newbury Park, Calif. : Sage Publications.

Comrey, et Lee. 1992.

Comrey, Andrew L., et Howard B. Lee. 1993. *A First Course in Factor Analysis*. Mahwah,

NJ: Erlbaum.

Cortina, Jose M. 1993. « What is coefficient alpha? An examination of theory and applications ». *Journal of Applied Psychology*. 78, 1 : 98–104.

Flora, David B., et Patrick J. Curran. 2004. « An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data ». *Psychological Methods*. 9, 4 : 466–491.

Glasgow, Russell E., Edward H. Wagner, Judith Schaefer, Lisa D. Mahoney, Robert J. Reid et Sarah M. Greene. 2005. « Development and validation of the patient assessment of chronic illness care (PACIC) ». *Medical Care*. 43, 5 : 436–444.

Green, Samuel B., et Scott L. Hershberger. 2000. « Correlated errors in true score models and their effect on coefficient alpha ». *Structural Equation Modelling*. 7, 2 : 251–270.

Hibbard, Judith H., Jean Stockard, Eldon R. Mahoney et Martin Tusler. 2004. « Development of the patient activation measure (PAM): Conceptualizing and measuring activation in patients and consumers ». *Health Services Research*. 39, 4 : 1005–1026.

Jöreskog, Karl G., et Dag Sörbom. 1996. *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago : Scientific Software International, Inc.

Kaplan, David, et Aaron J. Ferguson. 1999. « On the utilization of sample weights in latent variable models ». *Structural Equation Modelling*. 6, 4 : 305–321.

Little, Roderick J., et Donald B. Rubin. 2002. *Statistical Analysis with Missing Data* (deuxième édition). Hoboken, New Jersey : Wiley.

McDonald, Roderick P., et Herbert W. Marsh. 1990. « Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness-of-fit ». *Psychological Bulletin*. 107 : 247–255.

Miller, Michael B. 1995. « Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling ». *Structural Equation Modelling*. 2 : 255–273.

Mulaik, Stanley A. 1988. « Confirmatory factor analysis ». Dans *Handbook of Multivariate Experimental Psychology* (deuxième édition). J.R. Nesselroade et R.B. Cattell (rév.). New York : Plenum Press.

Muthén, Bengt O., et David Kaplan. 1992. « A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model X. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology. 45 : 19–30.

Muthén, Linda K., et Bengt O. Muthén. 2005. *Mplus User's Guide*. Los Angeles : Muthen & Muthen.

Muthén, Bengt O., Stephen H.C. du Toit, et Damir Spisic. Sous presse. « Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modelling with categorical and continuous outcomes ». *Psychometrika*.

Statistique Canada. 2007.*Enquête canadienne sur l'expérience des soins de santé primaires*. Ottawa.

www.statcan.ca/cgi-bin/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvey&SDDS=5138&lang=en&db=IMDB&dbg=f&adm=8&dis=2.

Steiger, James H. 2000. « Point estimation, hypothesis testing, and interval estimation using the RMSEA: Some comments and a reply to Hayduk and Glaser ». *Structural Equation Modelling*. 7, 2 : 149–162.

Thomas, Eleanor M. 2006. *La disposition à apprendre à l'école pour les jeunes de cinq ans au Canada*. Série de documents de recherche sur les enfants et les jeunes. No. 89-599-MIF2006004 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Wagner, Edward H., Brian T. Austin, et Michael Von Korff. 1996. « Organizing care for patients with chronic illness ». *The Milbank Quarterly*. 74, 4 : 511–544.

Wagner Edward H., Connie Davis, Judith Schaefer, Michael von Korff et Brian Austin. 1999. « A survey of leading chronic disease management programs: are they consistent with the literature? ». *Managed Care Quarterly*. 7, 3 : 56–66.